

Estimasi *Value at Risk (VaR)* pada Portofolio Saham dengan Copula

Novella Putri Iriani, Muhammad Sjahid Akbar, dan Haryono
Jurusan Statistika, Fakultas MIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111
E-mail: m_syahid_a@statistika.its.ac.id, haryono@statistika.its.ac.id

Abstrak—Investasi merupakan salah satu cara yang banyak dilakukan orang untuk mencapai keuntungan di masa mendatang. Saham sebagai salah satu *financial asset* menjadi salah satu alternatif banyak orang untuk melakukan investasi. *Return* yang diperoleh dalam berinvestasi saham lebih tinggi dibandingkan berinvestasi pada perbankan, maka resiko yang ditanggung apabila seseorang berinvestasi saham juga lebih tinggi. Penelitian ini menggunakan metode Copula untuk mengestimasi *Value at Risk (VaR)* pada *return* saham Indofood Sukses Makmur (INDF), Telekomunikasi Indonesia (TLKM), Gudang Garam (GGRM), Bank Rakyat Indonesia (BBRI), dan Astra International (ASII) pada periode 1 September 2005 hingga 30 November 2010. Penelitian ini menggunakan pemodelan ARMA-GARCH untuk mendapatkan residual GARCH (1,1) yang selanjutnya digunakan untuk pemodelan copula dan estimasi *VaR*. Penelitian ini menunjukkan bahwa pemodelan copula clayton sebagai model copula terbaik mampu menangkap *heavy tail* lebih baik berdasarkan *VaR* yang dihasilkan.

Kata Kunci—Copula, GARCH, *return*, resiko.

I. PENDAHULUAN

Saham merupakan salah satu investasi yang banyak dilakukan orang. Resiko pada investasi saham lebih tinggi dibandingkan melakukan investasi pada perbankan, *return* yang diharapkan juga lebih tinggi. Oleh karena itu, pembentukan portofolio ditujukan untuk memperoleh suatu investasi yang memberikan *return* optimal dengan resiko minimal.

Value at Risk (VaR) merupakan bagian dari manajemen resiko yang telah menjadi salah satu alat yang paling sering digunakan untuk pengukuran resiko selama dua dekade terakhir [1]. Dalam alokasi portofolio, banyak peneliti yang menggunakan *VaR* antara lain [2] menggunakan *mean-Conditional VaR*, [3] menggunakan simulasi historis, dan [4] menggunakan metode varians-kovarians.

Copula sebagai salah satu metode estimasi *VaR* merupakan pemodelan distribusi bersama (*joint distribution*) yang memiliki beberapa keunggulan yaitu tidak memerlukan asumsi distribusi normal dan dapat menangkap *tail dependence* di antara masing-masing variabel. [5] memperkenalkan istilah copula. Salah satu metode copula yang sering digunakan peneliti adalah copula-GARCH. [6] mengestimasi *VaR* portofolio dari Bovespa dan IPC Meksiko pada bobot yang sama, [7] menganalisis dependensi antara pasar saham Shanghai dan Shenzhen, dan [8] mengestimasi *VaR* portofolio kurs pada mata uang EURO, USD, GBP dan MYR terhadap rupiah.

Dalam permasalahan penelitian ini digunakan data lima saham yaitu Indofood Sukses Makmur Tbk (INDF),

Telekomunikasi Indonesia Tbk (TLKM), Gudang Garam Tbk (GGRM), Bank Rakyat Indonesia Tbk (BBRI), dan Astra International Tbk (ASII). Kelima saham ini dipilih karena cenderung memiliki nilai ekstrim. [9] melakukan penelitian menggunakan data yang sama untuk mencari estimasi resiko portofolio kelima saham tersebut dengan menggunakan *Generalized Extreme Value* dan *Generalized Pareto Distribution*. Penelitian ini menggunakan metode copula-GARCH untuk mengembangkan penelitian sebelumnya.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. *Return* Saham

Return saham disebut juga sebagai pendapatan saham dan merupakan perubahan nilai harga saham periode t dengan $t-1$ [10]. Nilai *return* dapat dihitung dengan rumus berikut.

$$\text{Return} = \left\{ \frac{P_t - P_{(t-1)}}{P_{(t-1)}} \right\} \times 100\% \quad (1)$$

P_t merupakan saham pada hari t dan P_{t-1} menyatakan saham pada hari $t-1$ [11].

B. Portofolio

Portofolio merupakan gabungan dua atau lebih sekuritas yang terpilih sebagai investasi dari investor pada kurun waktu tertentu dengan suatu ketentuan tertentu. [12] menyatakan portofolio sebagai sekumpulan *asset* yang dimiliki untuk tujuan ekonomis tertentu. Konsep dasar yang dinyatakan dalam portofolio adalah bagaimana mengalokasikan sejumlah dana tertentu pada berbagai jenis investasi yang akan menghasilkan keuntungan yang optimal. Tujuan yang mendasar dari portofolio adalah untuk mendapatkan alokasi yang optimal.

C. *Value at Risk (VaR)*

VaR merupakan alat ukur yang dapat menghitung besarnya kerugian terburuk yang dapat terjadi dengan mengetahui posisi *asset*, tingkat kepercayaan akan terjadinya resiko, dan jangka waktu penempatan *asset* (*time horizon*). Definisi *VaR* secara umum dapat dituliskan sebagai berikut.

$$P(r \leq VaR) = 1 - \alpha \quad (3)$$

Keterangan: r adalah *return* selama periode tertentu dan α adalah tingkat kesalahan [13].

D. Uji Kolmogorov Smirnov

Uji *Kolmogorov Smirnov* digunakan untuk menguji kenormalan suatu data. Hipotesis pada uji *Kolmogorov Smirnov* adalah sebagai berikut.

H_0 : Data berdistribusi normal

H_1 : Data tidak berdistribusi normal

Statistik uji

$$D = \sup_x |S(x) - F_0(x)| \quad (4)$$

dengan

$S(x)$ = nilai distribusi kumulatif data sampel

$F_0(x)$ = nilai distribusi kumulatif distribusi normal

Apabila nilai $D_{hit} > K_{1-\alpha,n}$ maka diambil keputusan tolak H_0 dengan $K_{(1-\alpha)}$ merupakan nilai tabel *Kolmogorov-Smirnov* pada kuantil $(1-\alpha)$ dan n merupakan banyaknya observasi [14].

E. Uji Dickey Fuller

Uji *Dickey Fuller* digunakan untuk menguji kestasioneran data dalam *mean*. Hipotesis yang digunakan adalah :

$H_0 : \delta = 0$ atau data tidak stasioner

$H_1 : \delta < 0$ atau data stasioner

Statistik uji

$$\tau^* = \frac{\hat{\delta}}{s.e.(\hat{\delta})} \quad (5)$$

Jika nilai $|\tau^*|$ lebih besar dari nilai kritis τ *Dickey Fuller* dengan derajat bebas n dan taraf nyata α maka H_0 ditolak sehingga data telah stasioner [15].

F. Proses Autoregressive (AR), Moving Average (MA), dan Autoregressive Moving Average (ARMA)

[16] menyatakan, model AR dengan order p atau dapat $AR(p)$ secara umum dapat dirumuskan sebagai berikut

$$\dot{Y}_t = \phi_1 \dot{Y}_{t-1} + \phi_2 \dot{Y}_{t-2} + \dots + \phi_p \dot{Y}_{t-p} + a_t \quad (6)$$

atau

$$\phi_p(B)\dot{Y}_t = a_t$$

dengan

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)$$

dan

$$\dot{Y}_t = Y_t - \mu$$

Model MA dengan order q atau dapat dituliskan MA (q) dirumuskan sebagai berikut

$$\dot{Y}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (7)$$

atau

$$\dot{Y}_t = \theta_q(B)a_t,$$

dengan

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$$

Model gabungan AR dan MA disebut *Autoregressive Moving Average* (ARMA). Model ARMA (p,q) secara umum dapat dituliskan sebagai berikut

$$\dot{Y}_t = \phi_1 \dot{Y}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Y}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (8)$$

atau

$$\phi_p(B)\dot{Y}_t = \theta_q(B)a_t$$

Identifikasi model AR, MA, dan ARMA dapat dilakukan melalui pemeriksaan plot ACF yang menunjukkan model MA dan PACF yang menunjukkan model AR.

Pengujian signifikansi parameter dapat dilakukan melalui tahapan berikut.

1. Menentukan hipotesis nol dan hipotesis alternatif

$H_0 : \phi = 0$

$H_1 : \phi \neq 0$

2. Menggunakan taraf signifikansi $\alpha = 5\%$

3. Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}}{stdev(\hat{\phi})} \quad (8)$$

4. Daerah penolakan :

Tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{1-\alpha/2; df=n-mp}$ atau $p\text{-value} < \alpha$, di mana n_p = jumlah parameter.

Proses *white noise* $\{a_t\}$ adalah stasioner dengan fungsi autokovarians, fungsi autokorelasi

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma_a^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad \rho_k = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

dan autokorelasi parsial.

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases}$$

Untuk menduga kualitas dari model dugaan maka digunakan kriteria pemilihan model terbaik, salah satunya menggunakan AIC dengan rumus sebagai berikut

$$AIC = n \ln(\hat{\sigma}^2) + 2n_p \quad (10)$$

dengan $\hat{\sigma}^2$ menyatakan varians dari residual, n menyatakan banyaknya residual, dan n_p menyatakan jumlah parameter dalam model [17].

J. Uji Lagrange Multiplier (LM)

Uji *Lagrange Multiplier* (LM) merupakan suatu uji terhadap kehadiran unsur *heteroskedasticity* (volatilitas dinamik). Hipotesis untuk uji Lagrange Multiplier diberikan sebagai berikut.

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$

H_1 : minimal ada satu $\alpha_i \neq 0$, untuk $i = 1, 2, \dots, m$

Jika nilai hasil perkalian antara T (banyaknya observasi) dengan R^2 lebih besar dari nilai tabel $\chi^2_{[a:m]}$ maka dapat disimpulkan data memiliki efek ARCH dan GARCH atau bersifat *heteroskedasticity*.

K. Model Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH)

Model ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) diperkenalkan oleh [13]. Proses ARCH(q) W mengikuti distribusi kondisional sebagai berikut

$$W^t \sim N(0, \sigma^{t-1}) \quad (11)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2$$

dengan $p \geq 0, q > 0$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q,$$

[14] mengembangkan model ARCH ini nama model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Proses GARCH(p,q). W mengikuti distribusi kondisional sebagai berikut

$$W^t \sim N(0, \sigma^{t-1}) \quad (12)$$

$$h_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

dengan $p \geq 0, q > 0$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q,$$

$$\beta_i \geq 0, i = 1, \dots, p.$$

L. Copula

Copula dipergunakan pada pemodelan distribusi bersama karena tidak memerlukan asumsi normalitas bersama dan

mengikuti untuk menyusun kembali distribusi bersama n -dimensional ke dalam distribusi marginal n dan sebuah fungsi copula dengan menggabungkan mereka bersama-sama. Keluarga copula yang biasa digunakan adalah Gaussian copula, Student-t copula, dan Archimedian copula. Berikut merupakan beberapa keluarga Archimedian copula.

1. Clayton copula

Fungsi distribusi kumulatif dari copula clayton didefinisikan sebagai berikut.

$$C_{\theta}^5(u) = \left(u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} + u_3^{-\theta} + u_4^{-\theta} + u_5^{-\theta} - 4 \right)^{\frac{1}{\theta}} \quad (13)$$

dengan θ adalah parameter dari distribusi marginal.

2. Frank copula

Frank copula didefinisikan sebagai berikut

$$C_{\theta}^5(u) = -\frac{1}{\theta} \log \left(\frac{(e^{-\theta u_1} - 1)(e^{-\theta u_2} - 1)(e^{-\theta u_3} - 1)(e^{-\theta u_4} - 1)(e^{-\theta u_5} - 1)}{(e^{-\theta} - 1)^4} \right) \quad (14)$$

3. Gumbel copula

CDF dari Gumbel copula didefinisikan sebagai berikut

$$C_{\theta}^5(u) = \exp \left(- \left((-\ln u_1)^{\theta} + (-\ln u_2)^{\theta} + (-\ln u_3)^{\theta} + (-\ln u_4)^{\theta} + (-\ln u_5)^{\theta} \right)^{\frac{1}{\theta}} \right) \quad (15)$$

M. Maximum Likelihood Estimation (MLE)

Diberikan matriks data sampel $\mathbf{x} = \{x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{5i}\}_{i=1}^t$

. Fungsi log-likelihood adalah sebagai berikut.

$$l(\theta) = \sum_{i=1}^t \ln c(F_1(x_{1i}), F_2(x_{2i}), \dots, F_5(x_{5i})) + \sum_{i=1}^t \sum_{j=1}^5 \ln f_j(x_{ji}) \quad (16)$$

dengan θ adalah kumpulan dari semua parameter marginal dan copula. Dengan maksimisasi, diberikan estimator maximum likelihood :

$$\hat{\theta}_{MLE} = \max_{\theta \in \Theta} l(\theta) \quad (17)$$

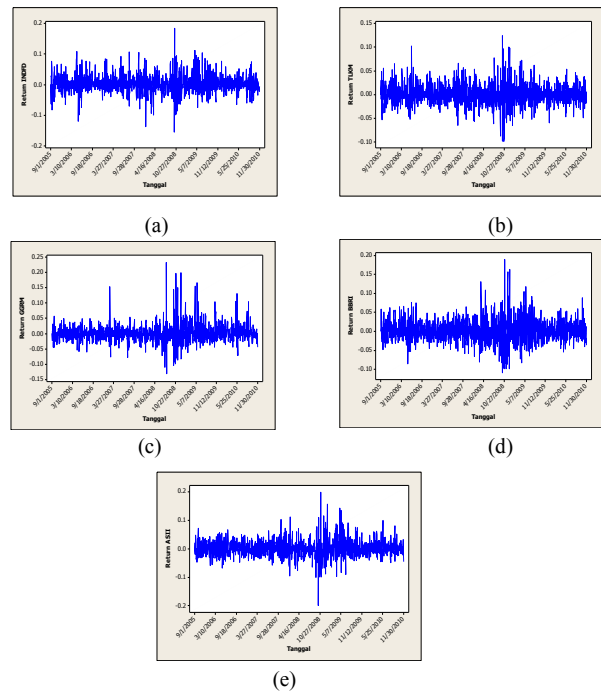
N. Simulasi Monte Carlo pada Portofolio

Estimasi *VaR* dengan metode Simulasi Monte Carlo dilakukan dengan mencari estimasi kerugian maksimum pada tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$ yaitu sebagai nilai kuantil $k-\alpha$ dari distribusi empiris *return* portofolio dengan cara mensimulasikan nilai *return* melalui bangkitan *return* aset-aset secara random.

III. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder harga penutupan (*closing price*) saham harian pada 5 perusahaan yaitu Indofood Sukses Makmur (INDFD), Telekomunikasi Indonesia Tbk (TLKM), Gudang Garam Tbk (GGRM), Bank Rakyat Indonesia Tbk (BBRI), dan Astra International Tbk (ASII) pada periode 1 September 2005 sampai 30 November 2010. Masing-masing data harga penutupan saham tersebut dapat diakses pada situs www.finance.yahoo.com.

Langkah analisis dimulai dengan menghitung *return* saham kemudian dilakukan analisis deskriptif. Selanjutnya adalah menentukan orde ARIMA dari plot ACF dan PACF untuk dilakukan estimasi parameter dan diuji signifikansinya serta dilakukan uji diagnostik pada residual model ARIMA. Setelah itu, dilakukan pemilihan model terbaik ARIMA



Gambar 1 Time Series Plot Return Saham : (a) INDF (b) TLKM (c) GGRM (d) BBRI dan (e) ASII

dengan kriteria AIC. Residual kuadrat dari model ARIMA terbaik diuji apakah varians mengandung unsur heteroskedastisitas dengan uji Lagrange Multiplier. Setelah itu, dilakukan pemodelan GARCH (1,1). Residual dari model GARCH (1,1) dimodelkan dengan menggunakan copula clayton, gumbel, dan frank. Dari ketiga copula, dipilih model terbaik berdasarkan nilai *likelihood* terbesar yang selanjutnya dilakukan estimasi *VaR* dengan simulasi Monte Carlo.

IV. HASIL DAN PEMBAHASAN

A. Karakteristik Return Saham

Sebelum dilakukan estimasi *VaR*, terlebih dahulu dilakukan analisis deskriptif untuk mengetahui karakteristik *return* kelima saham meliputi INDF, TLKM, GGRM, BBRI, dan ASII. Gambar 1 merupakan *time series plot return* saham INDF, TLKM, GGRM, BBRI, dan ASII pada periode September 2005 hingga November 2010.

Gambar 1 menunjukkan kelima saham rata-rata mengalami volatilitas tinggi pada tahun 2008 sebagai implikasi dari krisis keuangan global di tahun yang sama. Setelah itu, *return* saham kembali bergerak stabil. Berdasarkan Gambar 1 pula, *return* pada kelima saham telah stasioner dalam *mean* secara visual.

B. Pemodelan ARIMA pada Return Saham

Pemodelan ARIMA merupakan tahap awal sebelum melakukan pemodelan GARCH (1,1). Identifikasi model ARIMA dilakukan dengan melakukan pemeriksaan kestasioneran data dan pendugaan model ARIMA. Berikut merupakan estimasi parameter model dugaan ARIMA.

Tabel 1 menunjukkan model dugaan ARIMA beserta estimasi parameter dari masing-masing saham telah signifikan. Setelah itu, dilakukan uji *white noise*.

Tabel 2 menunjukkan p-value dari masing-masing model dugaan ARIMA lebih besar dari 0,05. Oleh karena itu, hipotesis nol tidak dapat ditolak dan dapat disimpulkan bahwa residual model dugaan ARIMA pada saham INDF, TLKM, GGRM, BBRI, dan ASII memenuhi asumsi *White Noise*. Setelah itu, dilakukan pemilihan terbaik model dugaan ARIMA.

Model yang diberi blok abu-abu menunjukkan model ARIMA terpilih berdasarkan nilai AIC terkecil dari masing-masing saham.

C. Pemodelan GARCH (1,1) pada Residual Saham

Setelah dilakukan pemodelan ARIMA dan pemilihan model terbaik ARIMA dari masing-masing saham, langkah selanjutnya adalah melakukan pemeriksaan terhadap residual kuadrat dari model terpilih tersebut apakah konstan atau tidak. Pemeriksaan ini dilakukan dengan menggunakan uji Ljung Box Q dan uji *Lagrange Multiplier*. Uji Ljung Box Q digunakan untuk mendiagnosis adanya unsur autokorelasi. Berikut merupakan hipotesis untuk uji Ljung Box Q.

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \dots = \rho_K = 0$ (residual kuadrat tidak berautokorelasi)

H_1 : minimal ada satu $\rho_j \neq 0$ dimana $j = 1, 2, \dots, K$ (residual kuadrat berautokorelasi)

Uji *Lagrange Multiplier* digunakan untuk mengindikasikan adanya efek ARCH/GARCH terhadap residual data *return* saham. Berikut merupakan hipotesis untuk uji *Lagrange Multiplier*.

H_0 : tidak ada efek ARCH-GARCH (*homoskedasticity*)

H_1 : terdapat efek ARCH-GARCH (*heteroskedasticity*)

Pemodelan GARCH pada kelima saham didapatkan sebagai berikut.

a. INDF :

$$h_t = 0,0000462 + 0,1140\varepsilon_{t-1}^2 + 0,8367h_{t-1}$$

b. TLKM

$$h_t = 0,0000179 + 0,1074\varepsilon_{t-1}^2 + 0,8583h_{t-1}$$

c. GGRM

$$h_t = 0,0000916 + 0,2714\varepsilon_{t-1}^2 + 0,63617h_{t-1}$$

d. BBRI

$$h_t = 0,0000147 + 0,0686\varepsilon_{t-1}^2 + 0,9142h_{t-1}$$

e. ASII

$$h_t = 0,0000216 + 0,0799\varepsilon_{t-1}^2 + 0,89647h_{t-1}$$

D. Copula

Langkah selanjutnya setelah mendapatkan model GARCH (1,1) dari masing-masing saham adalah memodelkan residual GARCH (1,1) dengan metode copula. Sebelumnya, dilakukan pengujian kenormalan pada residual GARCH (1,1) Secara visual, pengujian kenormalan pada residual GARCH (1,1) disajikan pada Gambar 2.

Kelima saham yang telah teridentifikasi tidak berdistribusi tidak normal kemudian dicari masing-masing distribusinya. Tabel 4 menyajikan distribusi pada saham INDF, TLKM, GGRM, BBRI, dan ASII.

Langkah selanjutnya adalah dilakukan uji mutual dependensi untuk mengetahui apakah ada dependensi di antara masing-masing saham. Hipotesis untuk pengujian dependensi ini adalah sebagai berikut.

H_0 : tidak ada mutual dependensi di antara saham-saham.

Tabel 1.
Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter Model Dugaan ARIMA

Saham	Parameter	Estimasi	P-value
INDF	ϕ_9	0,08288	0,0033
	ϕ_{12}	0,08095	0,0041
	θ_9	-0,08586	0,0024
	θ_{12}	-0,08118	0,0040
TLKM	ϕ_2	-0,09143	0,0012
	ϕ_3	-0,05553	0,0486
	ϕ_{24}	0,06693	0,0181
	θ_2	0,09391	0,0009
	θ_3	0,06815	0,0154
	θ_{24}	-0,07466	0,0083
GGRM	ϕ_3	0,06654	0,0196
	ϕ_5	-0,05703	0,0449
	ϕ_{19}	-0,07003	0,0129
	ϕ_{28}	-0,09401	0,0009
	θ_8	0,08643	0,0022
	θ_{21}	0,07562	0,0074
	θ_3	0,08257	0,0032
	θ_5	0,09944	0,0004
	θ_{19}	-0,08614	0,0022
	θ_{28}	-0,08549	0,0024
BBRI	ϕ_1	0,09828	0,0005
	ϕ_2	-0,07991	0,0045
	ϕ_5	-0,09373	0,0009
	ϕ_{10}	-0,06495	0,0208
	ϕ_{18}	0,07943	0,0047
	ϕ_{34}	-0,07189	0,0111
	ϕ_{36}	-0,06355	0,0251
	ϕ_1	0,09895	0,0004
	ϕ_2	-0,07045	0,0124
	ϕ_5	-0,09686	0,0006
ASII	ϕ_{10}	-0,06618	0,0190
	ϕ_{33}	-0,06287	0,0266
	θ_{18}	-0,07483	0,0088
	ϕ_1	0,14128	<0,0001
	ϕ_4	-0,08584	0,0020
	ϕ_6	-0,06655	0,0165
	ϕ_{12}	0,06826	0,0141
	ϕ_{18}	0,08087	0,0036
	ϕ_{21}	-0,06318	0,0231
	ϕ_{25}	0,07897	0,0048

Tabel 2.
Uji *White Noise* pada Model Dugaan ARIMA

Saham	Hingga Lag					
	6	12	18	24	30	36
INDF	0.6550	0.8192	0.5647	0.8041	0.7659	0.7022
	0.6552	0.8151	0.5777	0.8192	0.7845	0.7311
TLKM	0.2828	0.3740	0.5229	0.5215	0.4204	0.4307
	0.3814	0.4578	0.5914	0.5737	0.5153	0.5183
GGRM	-	0.1661	0.0790	0.1566	0.2312	0.2744
	0.0998	0.1194	0.0727	0.0944	0.1489	0.2070
BBRI	-	0.4528	0.4803	0.4110	0.2040	0.1536
	-	0.6200	0.6446	0.5570	0.2074	0.0640
ASII	-	0.5473	0.4907	0.5493	0.1877	0.2088
	-	0.7114	0.2753	0.3727	0.2105	0.2571

H_1 : ada mutual dependensi di antara saham-saham.

Tabel 5 menyajikan hasil pengujian mutual dependensi di antara masing-masing variabel. Nilai P-value hasil pengujian ini sebesar 0.0004995005 dan mengindikasikan bahwa H_0 ditolak. Dengan demikian, ada mutual dependensi di antara variabel-variabel. Setelah dinyatakan ada tidak normal dan ada dependensi, kemudian dilakukan estimasi parameter copula dengan menggunakan copula clayton, frank, dan gumbel.

Berdasarkan tabel 6, nilai *log likelihood* terbesar dimiliki oleh copula clayton. Hal ini menunjukkan bahwa copula clayton merupakan model copula terbaik untuk kelima saham.

E. Estimasi Value at Risk (VaR)

Model copula terpilih berdasarkan nilai *log likelihood* terbesar digunakan untuk mengestimasi VaR pada data kelima saham. Estimasi VaR ini dilakukan pada data *backtesting* dalam periode 21 hari dengan tingkat kepercayaan 95%.

Tabel 7 menunjukkan Copula clayton menghasilkan estimasi VaR terbesar dengan nilai 0,1472872, kemudian dilanjutkan dengan copula normal sebesar 0,1461034, sedangkan copula frank menghasilkan estimasi VaR dengan nilai terkecil yaitu 0,1312072. Dimisalkan pada sebuah studi kasus, seorang investor menanamkan investasi awal sebesar Rp 100.000.000,00. VaR yang didapatkan berdasarkan perhitungan simulasi Monte Carlo disajikan sebagai berikut.

Berdasarkan Tabel 8, estimasi VaR terbesar terdapat pada model copula clayton dengan nilai sebesar Rp 14.728.340,00, model copula normal menghasilkan estimasi VaR senilai Rp 14.610.340,00, dan copula frank menghasilkan estimasi VaR terkecil dengan nilai sebesar Rp 13.120.720,00. Hal ini membuktikan bahwa copula clayton sebagai model copula terbaik berdasarkan nilai *log likelihood* terbesar lebih mampu menangkap *heavy tail* dibandingkan dengan model copula yang lain. Estimasi VaR dengan model copula juga lebih besar apabila dibandingkan dengan menggunakan metode GPD seperti yang pernah dilakukan Wisesa (2011) yaitu sebesar Rp 3.700.000.

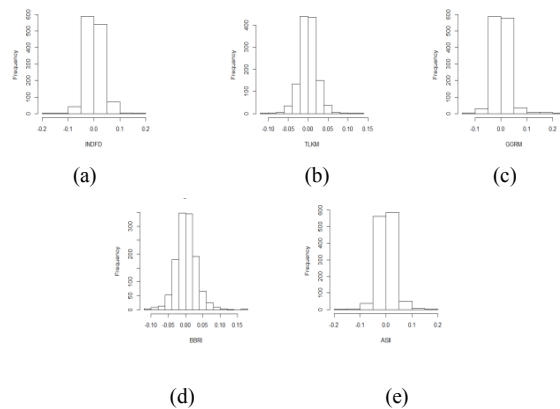
V. KESIMPULAN DAN SARAN

Data return saham INDF, TLKM, GGRM, BBRI, dan ASII telah stasioner karena rata-rata pengamatan dalam kondisi *mean reverting*, yaitu berada pada satu nilai konstan (nol). Masing-masing *return* saham berfluktuasi dari waktu ke waktu. Kelima data *return* saham tidak berdistribusi normal. Estimasi parameter dilakukan dengan menggunakan model copula-GARCH. Dari pemodelan yang dilakukan, copula clayton merupakan model copula terbaik berdasarkan nilai *log likelihood* terbesar mampu menangkap *heavy tail* lebih baik dibandingkan dengan model copula yang lain. Hal ini bisa terlihat dari hasil estimasi VaR yang didapatkan dari model copula ini memiliki nilai terbesar, yaitu 0.1472872.

Saran untuk penelitian selanjutnya adalah dalam mengestimasi nilai kerugian pada saham sebaiknya menggunakan TVaR agar estimasi nilai kerugian yang dihasilkan lebih tepat. Selain itu, perlu dipelajari mengenai pembobotan pada copula untuk menghitung VaR portofolio saham supaya dapat dilakukan alokasi pada masing-masing saham.

Tabel 3
Pemilihan Model Terbaik pada Model Dugaan ARIMA

Saham	Model	Kriteria AIC
INDF	ARIMA([9,12],0,0)	-5204.18
	ARIMA(0,0,[9,12])	-5204.47
TLKM	ARIMA([2,3,24],0,0)	-5907.27
	ARIMA(0,0,[2,3,24])	-5909.15
GGRM	ARIMA([3,5,19,28],0,[8,21])	-5249.44
	ARIMA(0,0,[3,5,19,28])	-5240.81
BBRI	ARIMA([1,2,5,10,18,34,36],0,0)	-5173.19
	ARIMA([1,2,5,10,33],0,[18])	-5169
ASII	ARIMA([1,4,6,12,18,21,25],0,0)	-5159.45
	ARIMA(0,0,[1,4,6,12,18,21,25,29])	-5157.43



Gambar 2 Histogram Residual GARCH (1,1) : (a) INDF, (b) TLKM, (c) GGRM, (d) BBRI, dan (e) ASII

Tabel 4.
Uji Distribusi pada Data Return Saham

Saham	Distribusi
INDF	Cauchy
TLKM	Burr
GGRM	Burr
BBRI	Johnson SU
ASII	Johnson SU

Tabel 5.
Uji Mutual Dependensi
P-value

0.0004995005

Tabel 6.
Estimasi Parameter

Copula	Estimasi	Standar Error	Nilai Maximum Likelihood	Pr(> z)
Gumbel	1.25923	0.01253	448.8	$<2 \times 10^{-16}$
Clayton	0.46864	0.01877	531.4	$<2 \times 10^{-16}$
Frank	1.94636	0.08114	408.3	$<2 \times 10^{-16}$

Tabel 7.
Perbandingan Estimasi VaR
dengan Copula Normal, Clayton, dan Frank

Copula	Nilai VaR
Normal	-0.1461034
Clayton	-0.1472872
Frank	-0.1312072

Tabel 8.
Studi Kasus: Perbandingan Estimasi VaR
dengan Copula Normal, Clayton, dan Frank

Copula	Estimasi VaR
Normal	Rp 14.610.340,00
Clayton	Rp 14.728.720,00
Frank	Rp 13.120.720,00

DAFTAR PUSTAKA

- [1] W. xiaoping and Q.Z. xiangxian, "A New Method for Estimating Value at Risk Based Portfolio Optimization", *International Conference on Business Intelligence and Financial Engineering*(2009), 246-250.
- [2] J.Gao and L.Liu, "Mean Conditional Value-at-Risk Model for Portfolio Optimization", *International Conference on Business Intelligence and Financial Engineering*(2009), 246-250.
- [3] M.Zeiaee, and M. R. Jahed-Motlagh, "A Heuristic Approach for Value at Risk Based Portfolio Optimization", *IEEE: Proceedings of the 14th International CSI Computer Conference*(2009), pp. 686-691.
- [4] Haryono, M. S. Akbar, dan S. Sunaryo, "Resiko Dini Penanaman Saham Gabungan dengan Menggunakan Value at Risk", Surabaya: ITS (2012).
- [5] A.Sklar, "Fonctions de Repartition an Dimensions et Leurs Marges", *Publications de l'Institut de Statistique de L.Universit de Paris* 8(1959), 229-231.
- [6] A. Ozun and A. Cifter, "Portfolio Value-at-Risk with Time-Varying Copula: Evidence from the Americas", *MPRA Paper No.2711*(2007).
- [7] H. Wang and X. Cai, "A Copula Based GARCH Dependence Model of Shanghai dan Shenzhen Stocks Markets", Falun: Dalarna University (2011).
- [8] F. Ariany, "Estimasi Value at Risk pada Portofolio Nilai Tukar Mata Uang dengan Pendekatan Copula", *Jurnal Sains dan Seni ITS Vol. 1, No. 1*(2012) ,265-270.
- [9] K. A. S. Wisesa. *Estimasi Resiko Portofolio Menggunakan Generalized Extreme Value dan Generalized Pareto Distribution*. Surabaya: Jurusan Statistika FMIPA ITS (2011).
- [10] M. Hanafi, *Manajemen Resiko, Edisi Ke- 2*, Yogyakarta: UPP STIM YKPN (2009).
- [11] M.Hanafi dan A. Halim, *Analisa Laporan Keuangan*, Yogyakarta: UPP-AMP YKPN (1996).
- [12] Harold Bierman Jr, Utility Approach to the Portfolio Allocation Decision and the Investment Horizon, *Journal of Portfolio Management* (1998)
- [13] P. Jorion, *Value at Risk : The New Benchmark for Managing Financial Risk, Third Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies, Inc. (2006).
- [14] W. W. Daniel, *Statistika Nonparametrik Terapan* (Terjemahan), Jakarta: PT. Gramedia (1989).
- [15] D. N. Gujarati, *Basic Econometrics Fourth Edition.*, USA: The McGraw-Hill Companies (2004).
- [16] B. L. Bowerman & R. T. O'Connell, *Forecasting and Time Series : An Applied Approach (3rd edition)*, California: Duxbury Press (1993).
- [17] W. W. S. Wei, *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods Second Edition*, USA: Pearson Education Inc.
- [13] R. Engle, Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation. *Econometrica* 50(1982), 987-1007.
- [14] T. Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics* 31(1986), 307-327.